# **UNIVERSITE PARIS XII - VAL DE MARNE**

## FACULTE DE MEDECINE DE CRETEIL

ANNEE UNIVERSITAIRE 2000 - 2001

## **P.C.E.M.** 1

# **EPREUVE DE BIOSTATISTIQUES**

DUREE: 2 heures

\*\*\*

Cette épreuve comporte 24 QCM

3 QCM sont sans patron de réponse : il s'agit des QCM n° 4, 11 et 21

les 21 autres QCM sont à réponse unique

Ce cahier comporte 15 pages (dont un formulaire et 5 tables). S'il est incomplet, veuillez le signaler dès le début de l'épreuve au surveillant.

## Enoncé commun pour les QCM 1 à 4

L'Helicobacter Pylori (HP), bactérie responsable de la plupart des ulcères gastro-duodénaux (UGD) disparaît après traitement de 7 jours associant antibiotiques et anti-sécrétoire, et ce dans 70 % des cas. L'étude des facteurs influençant la réponse au traitement a montré notamment le rôle 1) de l'âge: on obtient 80 % de réponse au traitement chez les plus de 50 ans, qui représentent 40 % de la population des UGD dus à l'HP; 2) du tabac, avec une probabilité de réponse au traitement de 0,58 chez les fumeurs et de 0,84 chez les non fumeurs.

## QCM<sub>1</sub>

Quelle est la probabilité de réponse au traitement chez les malades de moins de 50 ans ?

- A. 0,38
- B. 0,37
- C. 0,20
- D. 0,63
- E. 0,60

## QCM<sub>2</sub>

Quelle est la probabilité d'être fumeur dans la population des UGD dus à l'HP?

- A. 0,46
- B. 0,54
- C. 0,39
- D. 0,42
- E. 0,76

### QCM 3

Quelle est la probabilité d'être fumeur quand il y a non réponse au traitement ?

- A. 0,89
- B. 0,55
- C.0,76
- D. 0,39
- E. 0,32

## Enoncé complémentaire pour le QCM 4

On observe que 50 % de la population des UGD dus à l'HP a moins de 50 ans et fume.

### QCM 4

Les deux facteurs âge et tabac sont-ils indépendants (une ou plusieurs réponses sont exactes) ?

```
A. Oui car P(tabac +) = P(age < 50 ans)
```

B. Non car P(tabac + et âge < 
$$50$$
 ans)  $\neq 0.32$ 

C. Non car P(tabac +/ 
$$\hat{a}$$
ge < 50 ans) = 0,83 est différent de P(tabac+/  $\hat{a}$ ge  $\geq$  50 ans)

D. Oui car P(
$$age < 50$$
 ans /tabac +) = P( $age < 50$  ans)

E. On n'a pas les éléments pour répondre

## Enoncé commun pour les QCM 5 et 6

Dans une unité de réanimation hépatologique, sur une période de plusieurs années, on a observé en moyenne 2 hépatites fulminantes liées au virus B par an (hépatites sévères spontanément mortelles), nécessitant une transplantation hépatique d'urgence.

### QCM 5

Dans ces conditions, quelle est la probabilité d'observer plus de 3 hépatites fulminantes liées au virus B, par an dans cette unité ?

A. 0,677

B. 0,857

C. 0,323

D. 0,143

E. 0,180

#### QCM 6

Quelle est la probabilité de n'avoir aucune transplantation pour hépatite fulminante liée au virus B pendant 3 ans, sous l'hypothèse d'indépendance des observations d'une année sur l'autre?

A. 0,0025

B. 0,0183

C. 0,1353

D. 0,2706

E. 0,4059

### Enoncé commun aux QCM 7 à 10

Au cours de l'hépatite aiguë liée au virus B, le risque d'une forme fulminante est de 1 %.

### QCM 7

Parmi les 12 hépatites aiguës B survenant par an dans le département du Val de Marne, quelle est la probabilité d'observer au moins une hépatite fulminante ?

- A. 0,886
- B. 0,107
- C. 0,006
- D. 0,114
- E. 0,009

### QCM 8

Quel est le nombre le plus probable d'hépatites fulminantes observées en France parmi les 400 hépatites aiguës B survenant par an ?

- A. 4
- B. 40
- C. 2
- D. 45
- E. on manque de données pour répondre

## Enoncé complémentaire pour les QCM 9 et 10

Le taux de prothrombine (TP: test de la coagulation sanguine), variable quantitative dont l'unité de mesure est le % suit, chez les malades atteints d'hépatite aiguë B une distribution normale de moyenne 70 % et de variance 95. La suspicion de diagnostic d'hépatite fulminante, faite dès que le TP est inférieur à 50 %, conduit à une hospitalisation.

### QCM9

Quelle est la probabilité d'hospitalisation pour suspicion d'hépatite fulminante liée au virus B?

- A. 0,02
- B. 0,83
- C. 0,001
- D. 0,04
- E. on manque de données pour répondre

### **QCM 10**

Sachant que 1 % des hépatites aiguës B sont des formes fulminantes (toutes avec TP < 50 %) combien de malades seront hospitalisés à tort parmi l'ensemble des malades atteints d'hépatite aiguë B par an en France ?

- A. 2
- B. 4
- C. 8
- D. 40

E. on manque de données pour répondre

## Enoncé commun aux QCM 11 et 12

Pour tester la tolérance hépatique d'une nouvelle molécule anti-virale, on traite 12 patients comparativement à 8 témoins recevant un placebo. Les résultats de la GGT obtenus après une semaine de traitement sont les suivants :

Groupe traité : moyenne de GGT : 81 UI variance : 625 Groupe témoin : moyenne de GGT : 45 UI variance : 441

### **QCM 11**

Pour comparer les deux moyennes, il faut faire les hypothèses suivantes (une ou plusieurs bonnes réponses):

- A. les GGT suivent une loi normale dans la population d'où sont extraits les deux échantillons
- B. les effectifs doivent être supérieurs à 30
- C. les variances sont égales
- D. les différences de GGT suivent une loi Normale
- E. Aucune condition pour faire le test

### **QCM 12**

Le test statistique permet de conclure :

- A. Les GGT sont significativement plus élevées avec la nouvelle molécule anti-virale avec p < 0.05 mais p > 0.01
- B. Les GGT sont significativement plus élevées avec la nouvelle molécule anti-virale avec p < 0.01 mais p > 0.001
- C. Les GGT sont significativement plus élevées avec la nouvelle molécule anti-virale avec p <0,001
- D. le taux de GGT est le même avec la nouvelle molécule qu'avec le placebo
- E. il n'a pas été mis en évidence de différence de tolérance de la nouvelle molécule comparativement au placebo, concernant le taux des GGT.

## Enoncé commun pour les QCM 13 à 18

Une étude cherche à estimer le pourcentage de patients ayant une insuffisance cardiaque dans la population d'individus âgés de 50 à 70 ans.

### **QCM 13**

Quelle méthode vous paraît la meilleure pour former un échantillon représentatif ? Il faut choisir :

- A. 1000 individus au hasard parmi 200.000 individus de consultations de médecine du travail.
- B. 1000 abonnés du téléphone au hasard d'après leur numéro d'appel
- C. 1000 patients au hasard parmi la population ayant consulté un médecin l'année de l'étude
- D. 1000 individus au hasard d'après leur numéro de carte de sécurité sociale
- E. 1000 individus au hasard dans les caisses de retraite.

## Enoncé complémentaire pour la QCM 14

Dans cette population de n individus, on associe à chaque individu i ainsi étudié une variable aléatoire Xi prenant la valeur 1 si le patient a une insuffisance cardiaque (probabilité p), 0 dans le cas contraire (probabilité q). On s'intéresse au nombre de malades insuffisants cardiaques.

## **OCM 14**

On peut dire que ce nombre suit :

- A. une loi de Poisson de paramètre  $\lambda = np$
- B. une loi normale de paramètre ( $\mu = p$ ,  $\sigma^2 = pq/n$ )
- C. une loi normale de paramètre ( $\mu = np$ ,  $\sigma^2 = npq$ )
- D. une loi binomiale de paramètre ( $\mu = np$ ,  $\sigma^2 = npq$ )
- E. une loi binomiale de paramètre ( $\mu = p$ ,  $\sigma^2 = pq/n$ )

## Enoncé complémentaire pour le QCM 15

On s'intéresse maintenant à la proportion d'insuffisants cardiaques. Dans l'échantillon de 1.000 individus, on en observe 150 avec une insuffisance cardiaque.

### **QCM 15**

Quel est l'intervalle de confiance à 90% de la proportion d'insuffisants cardiaques?

A. [0,1279; 0,1721]

B. [0,1314; 0,1686]

C. [0,1329; 0,1671]

D. les conditions de validité ne sont pas respectées

E. [0,102; 0,198]

## Enoncé complémentaire pour les QCM 16 à 18

Un examen biologique permet de dépister cette maladie. Ce dosage biologique est une variable aléatoire Y distribuée normalement. Une première étude de cette variable sur 20 malades permet de noter une moyenne de 32 et un écart type de 2.

#### **QCM 16**

Préciser l'intervalle de confiance à 99 % de la moyenne de Y:

A. [30,85; 33,15]

B. [31,71; 32,29]

C. [30,73; 33,27]

D. le nombre de patients ne permet pas d'estimer cet intervalle de confiance

E. [30,72; 33,28]

### **QCM 17**

L' intervalle de confiance ainsi défini signifie que :

- A. 99 % des sujets de l'échantillon sont compris entre les bornes de l'intervalle
- B. 1 % des sujets de l'échantillon sont compris entre les bornes de l'intervalle
- C. la vraie moyenne de la population cible de l'étude a 99 chances sur 100 de se situer en dehors de l'intervalle
- D. la vraie moyenne de la population cible de l'étude a 99 chances sur 100 de se situer dans l'intervalle
- E. 99 % des sujets de la population cible sont situés à moins d'un écart-type de la moyenne estimée

## **QCM 18**

Estimez le nombre de patients nécessaires pour obtenir une précision de l'intervalle de confiance de 1 pour le même risque :

- A. 40 patients
- B. 84 patients
- C. 12 patients
- D. il manque des données pour répondre
- E. 31 patients

## Enoncé complémentaire pour le QCM 19

Le coût de ce premier examen A est de 100 F. Un nouvel examen B est proposé qui, sur la population de 20 patients permet d'obtenir pour la variable aléatoire Y, la même moyenne 32 mais un écart type égal à 1,5; son coût est cependant de 120 F. On considère que, avec ces deux examens, la suspicion de maladie est posée pour une valeur supérieure à 35. Cette suspicion doit dès lors conduire à la confirmation diagnostique par un examen complémentaire dont le coût est de 200 F.

## **QCM 19**

Sachant que la population devant subir le dépistage est estimée à 100.000, que concluez-vous :

- A. le premier examen A doit rester proposé car il permet un gain de 1,2 MF
- B. le nouvel examen B doit être proposé car il permet un gain de 3,2 MF
- C. le nouvel examen B ne doit pas être retenu car son coût est inférieur, mais il oblige à élargir le nombre de patients à tester.
- D. Les coûts des 2 examens A et B sont équivalents
- E. Il manque des informations pour conclure.

### **QCM 20**

Afin d'évaluer un nouveau médicament, 40 patients sont analysés parmi lesquels 24 ont été traités par le nouveau traitement. Une bonne réponse au traitement avait été obtenue chez 13 malades parmi lesquels 11 avaient été traités par le nouveau traitement. Quelle conclusion peut-on tirer ?

- A. Il n'est pas nécessaire de faire de test statistique pour conclure au bénéfice du nouveau traitement.
- B. Il existe une différence significative en faveur du nouveau traitement
- C. Bien qu'il existe une différence significative, aucune conclusion concernant le bénéfice du nouveau traitement ne peut être tirée
- D. Le nombre de patients est insuffisant pour conclure
- E. Il n'a pas été mis en évidence de différence significative en faveur du nouveau traitement

### **OCM 21**

Un nouvel hypocholestérolémiant est évalué. A cette fin, un essai thérapeutique randomisé est réalisé qui montre les résultats suivants :

$$n_1 = 50$$

$$m_1 = 197$$

$$m_1 = 197$$
  $\Sigma (x-m_1)^2 = 99993,92$ 

$$n_2 = 50$$

$$m_2 = 171$$

$$\Sigma (x-m_2)^2 = 90015,24$$

Quelle conclusion peut-on en tirer? (plusieurs réponses sont possibles)

- A. la valeur de l'écart réduit égale à 2,95 permet de conclure à une différence significative
- B. la valeur de l'écart réduit égal à 3 permet de conclure à une différence significative
- C. il existe une probabilité < 1 % de conclure à une différence entre les 2 moyennes qui en réalité n'existe pas
- D. la probabilité de conclure à une absence de différence est inférieure à 1 %
- E. les résultats observés ne permettent pas de conclure à la supériorité du traitement pour des raisons méthodologiques

## Enoncé commun aux QCM 22 et 23

Un essai thérapeutique randomisé mené sur 50 patients comparant un nouveau traitement à un placebo trouve les résultats suivants :

	réponse complète	échec
Traitement A	10	15
Placebo	2	23

#### OCM 22

Peut-on conclure à l'efficacité du traitement par rapport au placebo au risque α 5 %?

A. oui car 
$$\chi^2$$
 (2 ddl) > 5,99

B. oui car 
$$\chi^2$$
 (1 ddl) > 3,84

C. non car 
$$\chi^2$$
 (2 ddl) < 5,99

E. non car 
$$\chi^2$$
 (1 ddl) < 3,84

## Enoncé complémentaire pour le QCM 23

Dans cette population, pour juger de la comparabilité des groupes, 100 critères sont comparés entre les 2 traitements et 4 d'entre eux sont trouvés significativement différents au seuil 5 %.

### **QCM 23**

Doit-on mettre en doute la qualité méthodologique de l'essai?

- A. oui car si le tirage au sort avait été bien fait, tous les critères seraient également répartis entre les 2 groupes
- B. non car sur 100 critères étudiés il n'est pas anormal que par malchance on trouve quelques uns différents entre les 2 groupes
- C. non car 4 < 5
- D. oui car l'écart réduit de 4 est > 1.96
- E. le nombre de sujets étudiés est insuffisant pour répondre

### **OCM 24**

Le suivi de 80 patients traités pour cancer, soit par le traitement A, soit par le traitement B, permet d'analyser le nombre de décès à 10 ans avec les résultats suivants :

	Vivant		Décédé
Traitement A	25	٠.	15
Traitement B	17		23

Que peut-on en conclure?

- A. les traitements A et B sont équivalents
- B. le traitement A est significativement supérieur au traitement B au risque  $\alpha$  = 5 %
- C. les conditions de validation ne sont pas remplies
- D. l'effet de A est significativement différent de celui de B au risque  $\alpha = 5 \%$
- E. On n'a pas mis en évidence de différence significative de mortalité entre les deux groupes traités par A ou B

# FORMULAIRE

- Probabilité conditionnelle

$$P(M/S) = \frac{P(S/M) P(M)}{P(S/M) P(M) + P(S/M) P(M)}$$

- Sensibilité relative = P (S/M)

Spécificité relative =  $P(\overline{S/M})$ 

Valeur prédictive pour un test positif = P(M/S)

Valeur prédictive pour un test négatif =  $P(\overline{M}/\overline{S})$ 

- Probabilité d'observer k événements pour une variable aléatoire suivant

. une loi binomiale : 
$$Pk = \frac{n!}{k!(n-k)!}p^kq^{n-k}$$

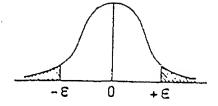
. une loi de Poisson : 
$$Pk = \frac{\mu^k}{k!} \times e^{-\mu}$$

- Fonction de densité de probabilité pour une variable aléatoire suivant une loi normale :

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

# Table de l'écart-réduit (loi normale) (\*)

La table donne la probabilité  $\alpha$  pour que l'écartréduit égale ou dépasse, en valeur absolue, une valeur donnée  $\varepsilon$ , c'est-à-dire la probabilité extérieure à l'intervalle  $(-\varepsilon, +\varepsilon)$ .



α	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,00 0,10 0,20 0,30 0,40 0,50 0,60 0,70 0,80 0,90	1,645 1,282 1,036 0,842 0,674 0,524 0,385	2,576 1,598 1,254 1,015 0,824 0,659 0,510 0,372 0,240 0,113	2,326 1,555 1,227 0,994 0,806 0,643 0,496 0,358 0,228 0,100	2,170 1,514 1,200 0,974 0,789 0,628 0,482 0,345 0,215 0,088	2,054 1,476 1,175 0,954 0,772 0,613 0,468 0,332 0,202 0,075	1,960 1,440 1,150 0,935 0,755 0,598 0,454 0,319 0,189 0,063	1,881 1,405 1,126 0,915 0,739 0,583 0,440 0,305 0,176 0,050	1,812 1,372 1,103 0,896 0,722 0,568 0,426 0,292 0,164 0,038	1,751 1,341 1,080 0,878 0,706 0,553 0,412 0,279 0,151 0,025	1,695 1,311 1,058 0,860 0,690 0,539 0,399 0,266 0,138 0,013

La probabilité  $\alpha$  s'obtient par addition des nombres inscrits en marge.

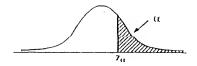
Exemple: Pour c = 1,960 la probabilité est  $\alpha = 0,00 + 0,05 = 0,05$ .

Table pour les petites valeurs de la probabilité

α	0,001	0,000 1	0,000 01	0,000 001	0,000 000 1	0,000 000 01	0,000 000 001
ε	3,29053	3,89059	4,41717	4,89164	5,32672	5,73073	6,10941

<sup>(\*)</sup> D'après Fisher et Yates, Statistical tables sor biological, agricultural, and medical research (Oliver and Boyd, Edinburgh) avec l'aimable autorisation des auteurs et des éditeurs.

: Loi normale centrée réduite, Z (loi normale de moyenne 0 et de variance 1)



La table donne la valeur de  $z_{tt}$  telle que  $(z = P(Z > z_{tt}))$ 

(χ	0,000	0,005	0,010	0,015	0,020	0,025	0,030	0,035	0,040	0,045	0,050	0,055	0,060	0,065	0,070	0,075	0,080	0,085	0,090	0,095
0,0	∞	2,576	2,326	2,170	2,054	1,960	1,881	1,812	1,751	1,695	1,645	1,598	1,555	1,5.14	1,476	1,440	1,405	1,372	1,341	1,311
0,1	1,282	1,254	1,227	1,200	1,175	1,150	1,126	1,103	1,080	820,1	1,036	1,015	0,994	0,974	11,954	0,935	0,915	0,896	0,878	0,860
0,2	0,842	0,824	0,806	0,789	0,772	0,755	0,739	0,722	0,706	0,690	0,674	0,659	0,643	0,628	0,613	0,598	0,583	0,568	0,553	0,539
0,3	0,524	0,510	0,496	0,482	0,468	0,454	0,440	0,426	0,412	0,399	0,385	0,372	0,358	0,345	0,332	0,319	0,305	0,292	0,279	0,266
0,4	0,253	0,240	0,228	0,215	0,202	0,189	0,176	0,164	0,151	0,138	0,126	0,113	0,100	0,088	0,075	0,063	0,050	0,038	0,025	0,013
0,5	0,000	-0,013	-0,025	-0,038	-0,050	-0,063	-0,075	-(),()88	-0,100	-0,113	-0,126	-0,138	-0,151	-0,164	-0,176	-0,189	-0,202	-0,215	-0,228	-(),24()
0,6	0,253	-0,266	-0,279	-0,292	-0,305	-0,319	-0,332	-0,345	-0,358	-0,372	-0,385	-0,399	0,412	-0,426	-0,440	-0,454	0,468	-0,482	-0,496	.0,510
0,7	-0,524	-0,539	-0,553	-0,568	-0,583	-0,598	-0,613	-0,628	-(),643	-0,659	-0,674	-0,690	-0,706	-0,722	0,739	-0,755	-0,772	-0,789	-0,806	-0,824
0,8	-0,842	-0,860	0,878	0,896	-0,915	-0,935	-0,954	-0,974	-(),994	-1,015	-1,036	-1,058	-1,080	-1,103	-1,126	1,150	-1,175	-1,200	-1,227	-1,254
0,9	1,282	-1,311	-1,341	-1,372	-1,405	-1,440	-1,476	-1,514	-1,555	-1,598	-1,645	-1,695	-1,751	1,812	1,881	-1,960	-2,054	-2,170	-2,336	-2,576

Exemple: pour  $\alpha = 0.025$ , la table donne  $z_{\alpha} = 1.960$ . C'est-à dire que P(z>1.960) = 0.025, on, de laçon àquivalente, que P(z>1.96) = 0.05.

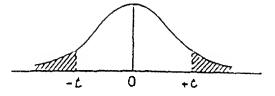
## Petites valeurs de tr

ιx	10 3	5 10 <sup>-4</sup>	10 4	5 10 <sup>5</sup>	10.5	5 10 <sup>6</sup>	10 6
Z <sub>(X</sub>	3,09	3,29	3,72	3,89	4,26	4,42	4,75

Les grandes valeurs de  $\alpha$  se déduisent par symétrie. Exemple :  $P(z > -3.09) = 1 \cdot 10^{-3} = 0.999$ 

Table de ( (\*)

La table donne la probabilité  $\alpha$  pour que t égale ou dépasse, en valeur absolue une valeur donnée, en fonction du nombre de degrés de liberté (d.d.l.).



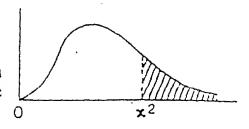
d.d.l.	0,90	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01	0,001
1	0,158	1,000	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657	636,619
1 ,	0,142	0,816	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925	31,598
2 3	0,137	0,765	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841	12,924
4	0,134	0,741	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604	8,610
5	0,132	0,727	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032	6,869
6	0,131	0,718	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707	5,959
7	0,130	0,711	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499	5,408
8	0,130	0,706	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355	5,041
9	0,129	0,703	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250	4,781
10	0,129	0,700	1,093	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169	4,587
11	0,129	0,697	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106	4,437
12	0,128	0,695	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055	4,318
13	0,128	0,694	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012	4,221
14	0,128	0,692	1,075	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977	4,140
15	0,128	0,691	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947	4,073
16	0,128	0,690	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921	4,015
17	0,128	0,689	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,398	3,965
13	0,127	0,688	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878	3,922
1.9	0,127	0,688	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861	3.883
20	0,127	0,687	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845	3,850
21	0,127	0,686	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2.831	3,819
22	1,127	0,686	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819	3,792
23	0,127	0,685	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807	3,767
24	0,127	0,685	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797	3,745
25	0,127	0,684	1,058	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787	3,725
26	0,127	0,684	: 1,058	1,315.	1,706	2,056	2,479	2.779	3,707 3,690
27	0,127	0,684	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771	3,674
28	0,127	0,683	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763	3,659
29	0,127	0,683	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756	3,646
30	0,127	0,683	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750	3,291
8	0,126	0,674	1,036	1,282	1,645	1,960	2,326	2,576	3,-51

Exemple: Avec d.d.l. = 10, pour t = 2,228 la probabilité est  $\alpha = 0,05$ 

<sup>(\*)</sup> D'après Fisher et Yates, Statistical tables for biological, agricultural, and medicai research (Oliver and Boyd, Edinburgh) avec l'aimable autorisation des auteurs et des éditeurs.

# TABLE DU $\chi^2$ \*

La table donne la probabilité  $\alpha$  pour que  $\chi^2$  égale ou dépasse une valeur donnée, en fonction du nombre de degrés de liberté (d.d.l.).



d.d.l.	0,90	0,50	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	10,0	0,001
1	0,0158	0,455	1,074	1,642	2,706	3,841	5,412	6,635	10,827
2	0,211	1,386	2,408	3,219	4,605	5,991	7,824	9,210	13,815
3	0,584	2,366	3,665	4,642	6,251	7,815	9,837	11,345	16,266
4	1,064	3,357	4,878	5,989	7,779	9,488	11,668	13,277	18,467
5	1,610	4,351	6,064	7,289	9,236	11,070	13,388	15,086	20,515
6	2,204	5,348	7,231	8,558	10,645	12,592	15,033	16,812	22,457
7	2,833	6,346	8,383	9,803	12,017	14,067	16,622	18,475	24,322
8	3,490	7,344	9,524	11,030	13,362	15,507	18.168	20,090	26.125
9	4,168	8,343	10,656	12,242	14,684	16,919	19,679	21,666	27,877
10	4,865	9,342	11,781	13,442	15,987	18,307	21,161	23,209	29,588
11	5,578	10,341	12,899	14,631	17,275	19,675	22,618	24,725	31,264
12	6,304	11,340	14,011	15,812	18,549	21,026	24,054	26,217	32,909
13	7,042	12.340	15,119	16,985	19,812	22,362	25.472	27,688	34.528
14	7,790	13,339	16,222	18,151	21,064	23,685	26,873	29,141	36,123
1.5	8,547	14,339	17,322	19,311	22,307	24,996	28,259	30,578	37,697
16	9,312	15,338	18,418	20,465	23,542	26,296	29,633	32,000	39,252
17	10,085	16.338	19,511	21,615	24,769	27,587	30,995	33,409	40,790
18	10.865	17,338	20.601	22.760	25,989	28,869	32,346	34,805	42,312
19	11.651	18,338	21,689	23,900	27,204	30,144	33,687	36,191	43,820
20	12,443	19,337	22,775	25,038	28,412	31,410	35,020	37,566	45,315
21	13,240	20,337	23,858	26,171	29,615	32,671	36,343	38,932	46,797
22	14,041	21,337	24,939	27,301	30,813	33,924	37,659	40,289	48,268
23	14,848	22,337	26,018	28,429	32,007	35,172	38,968	41,638	49,728
24	15,659	23,337	27,096	29,553	33,196	36,415	40,270	42,980	1
25	16,473	24,337	28,172	30,675	34,382	37,652	1	1	1 :
26	17,292	25,336	29,246	31,795	35,563	38,885	42,856	1 .	54,052
27	18,114	26,336	30,319	32,912	36,741	40,113	44,140	1	1
28	18,939	27,336	31,391	34,027	37,916	41,337	45,419	48,278	56,893
29	19,768	28,336	32,461	35,139	39,087	42,557	46,693	49,588	58,302
30	20,599	29,336	33,530	36,250	40,256	43,773	47,962	50,892	59,703

Quand le nombre de degrés de liberté est élevé, on utilise la table de l'écart-réduit (table 1) avec  $\varepsilon = \sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2} \times (d.d.l.) - 1$ .

## Promier terme de la loi de POISSON de moy-nne µ

μ	•0		.2	.5	<b>i</b> 4	ئ.	.6	•7	.e	•9
0.0	1.00000	0.90484	0.81873	0.74092	0.67032	0.60653	0.54881	0.49659	0.44933	0.40657
1.0	0.35788	0.33287	0.30119	0.27255	0.24660	0.22313	0.20190	0.18268	Q.1653O	0.14957
2.0	0.13534	0.12246	0.11030	0.10026	0.09072	0.00008	0.07427	0.06721	0.06081	0.05502
3.0	0.04979	0.04505	0.04076	0.03688	0.05337	0.03020	0.02732	0.02472	0.02237	0.02024
4.0	0.01852	0.01657	0.01500	0.01357	0.01228	0.01111	0.01005	0.0 <sup>2</sup> 9095	0.020230	0.0 <sup>2</sup> 7447
5.0	0.026758	0.0 <sup>2</sup> 6097	0.0 <sup>2</sup> 5517	0.0 <sup>2</sup> 4992	0.024517	0.0 <sup>2</sup> 4067	0.0 <sup>2</sup> 7698	0 <b>.</b> 0 <sup>2</sup> 3746	0.0 <sup>2</sup> 5028	0.0 <sup>2</sup> 27 <i>3</i> 9
6.0	0.022479	0.0 <sup>2</sup> 2243	0.0 <sup>2</sup> 2029	0 <b>.0<sup>2</sup>15</b> %6	0.021662	0.0 <sup>2</sup> 1503	0.0 <sup>2</sup> 1360	0.0 <sup>2</sup> 1231	0.0 <sup>2</sup> 1114	0.021000
7.0	0.039119	0.0 <sup>3</sup> 8251	0.0 <sup>3</sup> 7466	0.0 <sup>3</sup> 6755	0.0 <sup>3</sup> 6113	0.0 <sup>3</sup> 5531	0.0 <sup>3</sup> 5005	0.0 <sup>3</sup> 4528	0-0 <sup>3</sup> 4097	0.0 <sup>3</sup> 3707
0.0	0.033353	0.0 <sup>3</sup> 3035	0,0 <sup>3</sup> 2746	0.0 <sup>5</sup> 2485	ი.ი <sup>უ</sup> 2249	0.0 <sup>3</sup> 2035	0.0 <sup>3</sup> 1841	0.0 <sup>3</sup> 1666	0.0 <sup>3</sup> 1507	0.0 <sup>3</sup> 1364
9.0	0:031234	0.0 <sup>3</sup> 1117	0101 <sup>8</sup> 0.0	0.0 <sup>4</sup> 9142	0,c <sup>4</sup> 6272	0.047485	0.046773	0.046128	0.0 <sup>4</sup> 5545	0.0 <sup>4</sup> 5017
10.0	0.044540									

Note : les séros répétés sont indiqués par des prissences. Example : 0.046733 = 0.00006753

BIOSTATISTIQUES · ty			QCS04								
<u>Utilisation de la grille de réponse</u> : Porter vos réponses sur la grille en marquant une croix à l'intérieur de la case au <b>stylo feutre noir</b> (exemple : ☑). Seul du « <b>correcteur blanc</b> » doit être utilisé pour effacer une marque : dans ce cas la marque et la case doivent être effacées entièrement ; pour recocher une case effacée vous devez reconstituer la case et la noircir entièrement (exemple : ■).											
A B C D E A  1	B C D E	A B 61	C D E								
A B C D E A  11 X	B C D E	A B 71	C D E								
A B C D E A  21 N	B C D E	A B 81	C D E								
Place :	Année : ( né(e) le										